PRIJSINDEXCIJFERS EN DUURZAME PRODUKTIEMIDDELEN I

door Drs. B. M. Balk, Drs. L. Hoven, Drs. J. D. Lock)*

Centraal Bureau voor de Statistiek Voorburg

Inleiding

In het bedrijfsleven en het accountantsberoep is er in verband met „inflation-accounting" een toenemende belangstelling te constateren voor prijsindexcijfers. Enerzijds wordt bepleit de jaarrekening te corrigeren met behulp van een algemeen prijsindexcijfer, waarvan men aanneemt dat het de veranderingen in de koopkracht van het geld tot uitdrukking brengt, terwijl anderzijds bepleit wordt de jaarrekening te baseren op de vervangingswaarde. Bij de laatste methode komt dan met name de vraag op, hoe de vervangingswaarde van de goederenvoorraden en van de duurzame produktiemiddelen kan worden bepaald.

Dit probleem heeft sterk aan betekenis gewonnen toen het Sandilandsrapport in 1975 het koopkrachtcorrectiesysteem verwierp en het vervangingswaardestelsel krachtig aanbeval. Sedertdien zijn in een aantal vooraanstaande landen (Engeland, U.S.A. en West-Duitsland) voorschriften ontstaan, waarin - zij het nog als aanvullende informatie - informatie op basis van de vervangingswaarde t.a.v. het goederenverbruik en de afschrijvingen op duurzame produktiemiddelen alsmede t.a.v. de daarmee corresponderende balanscijfers verplicht wordt gesteld.

Voor de goederenvoorraden hebben de ondernemingen meestal zoveel contact met de inkoopmarkt, dat de vervangingswaarden ontleend kunnen worden aan waar te nemen specifieke prijzen. Voor duurzame produktiemiddelen echter ontbreekt dit marktcontact, terwijl bovendien daar veelal geldt, dat een bepaald produktiemiddel slechts zelden door een identiek exemplaar vervangen zal worden. Daarom gaat voor het bepalen van de vervangingswaarde van duurzame produktiemiddelen o.m. de belangstelling uit naar het gebruiken van prijsindexcijfers, te publiceren door een onafhankelijk statistisch bureau, die bruikbaar zouden moeten zijn voor het bepalen van de vervangingswaarde van hetzij een individueel produktiemiddel, hetzij van een groep produktiemiddelen. Ook het N.I.v.R.A. heeft via zijn werkgroep Indices[1]) van zijn belangstelling hiervoor doen blijken.

In deze, over drie afleveringen gespreide, bijdrage zal hier nader op ingegaan worden. De eerste aflevering bevat hoofdstuk 1, waarin na een algemene begripsbepaling de meest gangbare formules voor een prijsindex behandeld worden. Ook komen de zgn. impliciete deflatoren aan de orde. De beschrijving is er met name op gericht te laten zien hoe eventuele technologische veranderingen doorwerken in de prijsindexcijfers.

De volgende aflevering zal hoofdstuk 2 bevatten. Daarin gaan we - noodgedwongen vrij summier - in op het statistisch belangrijke probleem hoe het prijseffect van veranderingen in de kwaliteit van de in de waarneming opgenomen

---

*) De auteurs danken prof. R. Burgert voor enkele waardevolle suggesties. De conclusies van de auteurs behoeven niet noodzakelijkerwijs overeen te komen met enig officieel standpunt van het C.B.S.

[1]) Nederlands Instituut van Registeraccountants, *Studierapport Werkgroep indices*, 29 november 1976.

goederen kan worden geëlimineerd. Er worden enkele praktijkvoorbeelden gegeven.

Tenslotte zal een derde aflevering hoofdstuk 3 bevatten. Daarin wordt een opsomming en korte beschrijving gegeven van de op dit moment door het C.B.S. samengestelde prijzenstatistieken in de sfeer van de duurzame produktiemiddelen.

1. Prijsindices en technologische ontwikkeling

1.1. Wat is een prijsindex (cijfer)?

Alvorens een aantal in de praktijk veel gehanteerde formules te bespreken beginnen we met een algemene, en dus wat vage, definitie van wat een prijsindex is. Zij p_{ti}, q_{ti} de prijs resp. hoeveelheid van goed i (i = 1, . . ., N) in periode t (t = 0, 1, 2, . . .). Een *prijsindex* voor periode t met periode o als basis is een funktie P_{to} die aan de verzameling $(p_{o1}, \ldots, p_{oN}, q_{o1}, \ldots, q_{oN}, p_{t1}, \ldots, p_{tN}, q_{t1}, \ldots, q_{tN})$ een positief reëel getal groter dan o toevoegt en daarbij aan een vijftal axioma's voldoet:

I. Monotoniciteit: P_{to} stijgt als tenminste één van de p_{ti} stijgt en daalt als tenminste één van de p_{oi} stijgt (terwijl alle andere prijzen gelijk blijven).
II. Lineaire homogeniteit: Als alle p_{ti} met een faktor λ veranderen dan verandert ook P_{to} met λ.
III. Identiteit: Als alle $p_{ti} = p_{oi}$ dan heeft P_{to} als uitkomst de waarde 1.
IV. Dimensionaliteit: Een dimensionele verandering in de munteenheid waarin alle prijzen worden gemeten mag de waarde van P_{to} niet veranderen.
V. Commensurabiliteit: Een verandering in de goedereneenheden waarop de meting betrekking heeft mag de waarde van P_{to} niet veranderen.

De waarde die deze funktie P_{to}, die in het algemeen de vorm van een formule aanneemt, in een bepaald geval heeft noemen we een *prijsindexcijfer*.

Bovenstaande vijf axioma's, ontleend aan Eichhorn en Voeller (1976), lijken minimaal noodzakelijk. Er zijn dan ook meerdere formules die eraan voldoen, waaronder de bekende prijsindices van Laspeyres, Paasche, Marshall-Edgeworth, Fisher. Deze stand van zaken heeft er, met name in het begin van deze eeuw, toe geleid dat veel moeite is gedaan tot een nadere waardebepaling van al deze formules te komen. Hiertoe ontwierp Fisher (1922) zijn systeem van tests, waaraan een prijsindex zou moeten voldoen.

Nader onderzoek heeft echter het falen van deze aanpak aan het licht gebracht. Er kan nl. bewezen worden dat het systeem van Fisher - en dat geldt zelfs voor een groot aantal deelsystemen ervan - inconsistent is in die zin, dat het onmogelijk is een prijsindex te vinden die tegelijkertijd aan alle tests voldoet.

Een en ander impliceert dat er een grote mate van vrijheid is in de keuze van een bepaalde formule. Deze vrijheid kan nu slechts worden beperkt door bij de keuze overwegingen van andere aard te betrekken, zoals de economische interpreteerbaarheid en het doel waarvoor men een prijsindex wenst te gebruiken. Niet elke prijsindex is even goed interpreteerbaar (vgl. b.v. de formules van Laspeyres en Fisher) en niet elke prijsindex is voor elk doel geschikt (vgl. b.v. de formules van Laspeyres en Paasche). Deze punten moet elke gebruiker voor zichzelf overwegen vóór hij ertoe overgaat een bepaalde formule te kiezen.

1.2. De Laspeyres prijsindex

Het meest bekend en gebruikt is de prijsindex van Laspeyres die voor N goederen wordt gegeven door de formule

$$P^L_{to} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{ti}\, q_{oi}}{\sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{oi}} = \sum_{i=1}^{N} w_{oi} \frac{p_{ti}}{p_{oi}} \qquad (1)$$

waarin $w_{oi} = p_{oi}\, q_{oi} \,/ \sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{oi}$. Het tweede lid van deze formule doet ons meteen de eenvoudige interpretatie aan de hand: P^L_{to} is de verhouding van de waarde van een pakket goederen uit de basisperiode gewaardeerd tegen de prijzen uit de verslagperiode t resp. de prijzen uit de basisperiode o. Voor de statistische praktijk is met name het derde lid van (1) van belang: P^L_{to} is het gewogen gemiddelde van elementaire prijsindices, d.w.z. prijsindices per goed i, waarbij gewogen wordt met de relatieve waarden uit de basisperiode.

Evenals de meeste statistische bureau's berekent het C.B.S. de meeste prijsindexcijfers volgens de formule van Laspeyres. In de praktijk treden daarbij onvermijdelijk een aantal complicaties op. De eerste is dat in het algemeen op het niveau van het individualiseerbare goed geen hoeveelheids- of waardegegevens bekend zijn. De weging w_{oi} heeft dan ook meestal betrekking op een goederen*groep* G_i. Nu zijn er twee principieel verschillende manieren om tot vaststelling van de elementaire prijsindex p_{ti}/p_{oi} van groep G_i te komen.

De eerste is dat p_{oi} en p_{ti} worden berekend door deling van de hoeveelheid van de groep als geheel op de waarde van de groep als geheel, dus

$$p_{oi} = \sum_{j \in G_i} p_{oj}\, q_{oj} \,/ \sum_{j \in G_i} q_{oj} \qquad (2a)$$

en

$$p_{ti} = \sum_{j \in G_i} p_{tj}\, q_{tj} \,/ \sum_{j \in G_i} q_{tj} \qquad (2b)$$

Het zal echter duidelijk zijn dat het quotient $p_{ti} \,/\, p_{oi}$ niet alleen afhangt van de prijsveranderingen van de in G_i opgenomen goederen maar ook van verschuivingen die zijn opgetreden in de hoeveelheden van de in G_i opgenomen goederen.

Als bijzonder geval van dit laatste kan worden gedacht aan goederen die in periode o deel uitmaakten van G_i en in periode t niet meer en omgekeerd. Gevolg is dat op het niveau van goederen formule (1) in combinatie met (2) *niet* voldoet aan de in paragraaf 1.1. geschetste axioma's. Deze stand van zaken wordt uitgedrukt door de combinatie van (1) en (2) een *index van unit values* te noemen.

De tweede manier leidt ertoe dat wèl voldaan is aan de axioma's van een prijsindex. Nu worden in de basisperiode een aantal goederen $j = 1, \ldots, J_i$ uit G_i geselecteerd waarvan verwacht wordt dat het prijsverloop representatief is voor alle goederen uit G_i. De groepsprijsindex wordt dan berekend als een ongewogen gemiddelde

$$\frac{p_{ti}}{p_{oi}} = \frac{1}{J_i} \sum_{j=1}^{J_i} \frac{p_{tj}}{p_{oj}} \qquad (3)$$

In feite betekent deze procedure dat de weging w_{oi} gelijkelijk wordt verdeeld over de uit G_i geselecteerde goederen. We zullen dan ook in het vervolg van dit hoofdstuk i weer interpreteren als verwijzend naar een individualiseerbaar goed.

Ten aanzien van de Laspeyres prijsindex is het dus van belang vast te houden dat:
1) de weging w_{oi} het relatief belang is van goed i in de basisperiode en
2) goed i uit representativiteitsoverwegingen geselecteerd is uit alle goederen die in de basisperiode verhandeld werden.

De specificatie van deze goederen is in het algemeen zeer gedetailleerd: er moet immers op eenduidige manier een prijs p_{ti} vast te stellen zijn. Deze wordt geregeld - b.v. maandelijks - waargenomen door enquêtering. Ook daarbij treden allerlei complicaties op, waarvan de voornaamste is dat het goed i in de loop van de tijd in bepaalde opzichten verandert, c.q. van de markt verdwijnt en vervangen wordt door een in een aantal opzichten ander maar toch verwant goed. Dit is het probleem van de *kwaliteitsverandering* of *technologische ontwikkeling.* In hoofdstuk 2 zal hierop dieper ingegaan worden. Voor het moment is het voldoende om vast te stellen dat de statistici met alle ter beschikking staande middelen zullen trachten de prijsveranderingen die het gevolg zijn van veranderingen in de kwaliteit van goed i te *elimineren.* Het quotient p_{ti}/p_{oi} bedoelt weer te geven de *zuivere* prijsverandering die goed i, geselekteerd in de basisperiode o, heeft doorgemaakt.

1.3. De Paasche prijsindex

Volgend in bekendheid op de prijsindex van Laspeyres hebben we de formule van Paasche

$$P^P_{to} = \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{ti}\, q_{ti}}{\sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{ti}} = \left(\sum_{i=1}^{N} w_{ti} \left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right)^{-1} \right)^{-1} \qquad (4)$$

waarin $w_{ti} = p_{ti}\, q_{ti} \,/\, \sum_{i=1}^{N} p_{ti}\, q_{ti}$. Afgezien van het feit dat hier sprake is van een harmonisch i.p.v. een aritmetisch gemiddelde[2]) zit het verschil met de Laspeyres prijsindex (1) in de weging w_{ti} en de daarmee samenhangende selectie van goederen. In (4) wordt gewogen met het relatieve belang w_{ti} van de goederen(groepen) in de periode t en de gekozen goederen i zijn die welke in periode t representatief zijn voor de onderscheiden goederengroepen. De overeenkomst met de Laspeyres prijsindex is dat net zo min als deze (idealiter) de tussen o en t opgetre-

---

[2]) Dit verschil is echter niet zonder belang. Sommigen menen n.l., misleid door de partiële analogie met formule (1), dat

$$\sum_{i=1}^{N} w_{ti} \frac{p_{ti}}{p_{oi}}$$

de Paasche prijsindex is. Het is echter eenvoudig aan te tonen dat

$$\sum_{i=1}^{N} w_{ti} \frac{p_{ti}}{p_{oi}} = P^P_{to} \left[1 + \left(CV\left(\frac{p_{ti}}{p_{oi}} \right) \right)^2 \right],$$

waarin CV de variatiecoëfficiënt, gewogen met $p_{oi}\, q_{ti} \,/\, \sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{ti}$, voorstelt. Hoe groter dus de relatieve spreiding van de elementaire prijsindices $p_{ti} \,/\, p_{oi}$, hoe groter de overschatting van de Paasche prijsindex wordt.

den technologische veranderingen „meeneemt" dit het geval is met de Paasche-prijsindex. De prijs p_{oi} in de basisperiode is de prijs van een voor periode t als representatief geselecteerd goed.

Toegegeven moet worden dat de bepaling van p_{oi} in dit geval moeilijker is dan de bepaling van p_{ti} in het geval van de Laspeyres prijsindex, met name als er sprake is van discontinuïteit in de aanwezigheid van goed i. Het is relatief eenvoudiger nú een prijs te bepalen voor een 15 jaar geleden gangbare zwart wit tv dan vast te stellen wat 15 jaar geleden de prijs zou geweest zijn van een op dít moment gangbare kleuren tv. Dit probleem hangt samen met de *richting* van de technologische veranderingen.

Een belangrijk verschil tussen de Paasche en de Laspeyres prijsindex komt naar voren bij de interpretatie van de indices voor opeenvolgende perioden. Het quotient van de Laspeyres-prijsindices voor opeenvolgende perioden

$$\frac{P^L_{to}}{P^L_{t-1,o}} = \frac{\Sigma\, p_{ti}\, q_{oi}}{\Sigma\, p_{t-1,i}\, q_{oi}} \tag{5}$$

is weliswaar niet gelijk aan $P^L_{t,t-1}$, maar voldoet wel aan de axioma's voor een prijsindex (zie paragraaf 1.1.). Met name is in dit verband van belang dat als voor alle goederen i $p_{ti} = p_{t-1,i}$ het quotient (5) als uitkomst 1 heeft.

Daarentegen is het quotient van de Paasche prijsindices voor opeenvolgende perioden

$$\frac{P^P_{to}}{P^P_{t-1,o}} = \frac{\Sigma\, p_{ti}\, q_{ti}}{\Sigma\, p_{t-1,i}\, q_{t-1,i}} \left(\frac{\Sigma\, p_{oi}\, q_{ti}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{t-1,i}}\right)^{-1} \tag{6}$$

niet alleen ongelijk aan $P^P_{t,t-1}$ maar het kan ook niet met goed recht een prijsindex genoemd worden. Ook al zijn de overeenkomstige prijzen in de beide perioden aan elkaar gelijk dan is het niet uitgesloten dat het quotient (6) een uitkomst ongelijk 1 te zien geeft. Het is echter onjuist om, zoals Peasnell en Skerrat (1976, pag. 18) doen, dit te verklaren met de stelling dat „price and quantity changes are compounded"[3]).

Wat is er dan wel aan de hand? Dat is in te zien aan de hand van de volgende, in feite op Bortkiewicz (1922/24) teruggaande, analyse. We kunnen het quotient (6) als volgt ontbinden:

$$\frac{P^P_{to}}{P^P_{t-1,o}} = P^P_{t,t-1} \left| 1 + \rho \left(\frac{q_{ti}}{q_{t-1,i}}, \frac{p_{t-1,i}}{p_{oi}}\right) CV\left(\frac{q_{ti}}{q_{t-1,i}}\right) CV\left(\frac{p_{t-1,i}}{p_{oi}}\right) \right| \tag{7}$$

[3]) Ook Fowler (1974, par. 11) is deze mening toegedaan. Reeds intuitief is er bezwaar tegen in te brengen, omdat in (6) een waarde index gedeeld wordt door een „pure" hoeveelheidsindex.

waarin ρ en CV resp. correlatiecoëfficient en variatiecoëfficient voorstellen, in alle gevallen gewogen met $p_{oi}\, q_{t-1,i} / \sum p_{oi}\, q_{t-1,i}$. Het quotient van de Paasche prijsindices $P^P_{to} / P^P_{t-1,o}$ verschilt van de Paasche prijsindex $P^P_{t,t-1}$ door een faktor die afhangt van de mate waarin tussen t-1 en t de *struktuur* van de hoeveelheden, en tussen o en t-1 de *struktuur* van de prijzen is veranderd alsmede van de samenhang tussen beide struktuurveranderingen. Invloed van hoeveelheidsveranderingen tussen t-1 en t is er in (6) dus in zoverre er sprake is van een verandering in de hoeveelhedenstruktuur en deze verandering gecorreleerd is met een verandering in de prijzenstruktuur in het tijdvak van o tot t-1. Als er geen verandering komt in de struktuur van de hoeveelheden, d.w.z. als alle hoeveelheden dezelfde procentuele verandering van t-1 naar t doormaken,

$$q_{ti} = \Delta_t\, q_{t-1,i} \qquad \text{voor alle i,}$$

dan is CV $(q_{ti}/q_{t-1,i}) = o$ en dus $P^P_{to}/P^P_{t-1,o} = P^P_{t,t-1}$.

Om aan het inconvenient van (6) tegemoet te komen wordt wel eens voorgesteld voor de perioden 1, . . ., t-1 *pseudo-Paasche* prijsindices te berekenen. Er zijn dan uitgaande van resp. het tweede en derde lid van (4) twee mogelijkheden, elk met eigen voor- en nadelen.

A. Uitgaande van het tweede lid kunnen we b.v. voor periode t-1 berekenen

$$P^{PA}_{t-1,o} = \frac{\Sigma\, p_{t-1,i}\, q_{ti}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{ti}} = \left(\Sigma\, w^A_i \left(\frac{p_{t-1,i}}{p_{oi}}\right)^{-1}\right)^{-1} \tag{8}$$

waarin $w^A_i = p_{t-1,i}\, q_{ti} / \sum p_{t-1,i}\, q_{ti}$[4]. Het is eenvoudig in te zien dat in dit geval

$$P^P_{to} \;/\; P^{PA}_{t-1,o} = P^P_{t,t-1} \tag{9}$$

d.i. de Paasche prijsindex voor periode t met t-1 als basis. Het voordeel van deze methode is de eenvoudige interpretatie van (8) en (9). Daar staat een praktisch bezwaar tegenover: berekening van (8) vereist kennis van de actuele hoeveelheden van elk der goederen(groepen) in periode t, en die kennis is meestal niet aanwezig.

B. Met het oog op de praktijk lijkt daarom het volgende alternatief, gebaseerd op het derde lid van (4), aantrekkelijker:

$$P^{PB}_{t-1,o} = \left(\Sigma\, w_{ti} \left(\frac{p_{t-1,i}}{p_{oi}}\right)^{-1}\right)^{-1} = \frac{\Sigma\, p_{ti}\, q_{ti}}{\Sigma\, p_{oi}\, p_{ti}\, p^{-1}_{t-1,i}\, q_{ti}} \tag{10}$$

---

[4]) Dit is de „backward" Laspeyres prijsindex in de zin van Fowler (1974).

Het is nu echter de interpretatie van (10) die ons voor grote problemen stelt. Dat geldt ook voor

$$\frac{P^{P}_{to}}{P^{PB}_{t-1,o}} = \Sigma \left(\frac{p_{oi}\, q_{ti}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{ti}} \cdot \frac{p_{ti}}{p_{t-1,i}} \right) \tag{11}$$

dat weliswaar een prijsindex kan worden genoemd, maar waarvan niet duidelijk is wat we ons erbij moeten voorstellen.

Ten aanzien van beide alternatieven kan worden gesteld dat pseudo-Paasche prijsindices bedoelen de prijsontwikkeling te volgen van een pakket goederen uit de periode t.

Bij het voortschrijden van de tijd vindt dan ook een voortdurende herberekening van alle voorgaande prijsindices plaats. Het prijseffect van kwalitatieve veranderingen van de in de index opgenomen goederen behoort, op gelijke voet als dit voor de Laspeyres prijsindex het geval is, geëlimineerd te worden.

Op welke manier wordt nu de technologische ontwikkeling in een reeks Paasche prijsindices $P^{P}_{1o}, \ldots, P^{P}_{to}$ weerspiegeld?
Op tweeërlei manier, namelijk
1. voorzover de technologische ontwikkeling leidt tot een (min of meer geleidelijke) verandering in de selectie van goederen, en
2. - zoals boven betoogd - voorzover de technologische ontwikkeling leidt tot veranderingen in de struktuur van de prijzen en de hoeveelheden van de goederen ten opzichte van elkaar.

1.4. De ketting prijsindices

Zoals in paragraaf 1.2. reeds is vermeld berekenen de meeste statistische bureau's hun prijsindexcijfers volgens de formule van Laspeyres (1). De weging is daarbij ontleend aan de waardeverhoudingen zoals die in de basisperiode bestonden tussen de in een bepaald economisch aggregaat opgenomen goederen. Het is echter bekend dat met het langer worden van de tijd tussen basis- en verslagperiode deze weging aan karakteristiciteit inboet. Om aan dit bezwaar tegemoet te komen moet geregeld - b.v. om de vijf jaar - de basis van de prijsindexcijfers verlegd worden, d.w.z. dat vanaf een zeker moment de prijsindexcijfers berekend worden met een nieuwe periode als basis. In feite betekent dit een breuk in zo een reeks prijsindexcijfers, en degene die desondanks wil beschikken over een doorlopende reeks staat voor de noodzaak beide deelreeksen aan elkaar te koppelen. Deze procedure leidt tot zgn. *ketting prijsindices.*

Afgezien van deze feitelijke stand van zaken kunnen er redenen zijn om Laspeyres/Paasche kettingprijsindices[5]) te prefereren boven de „gewone", in voorgaande paragrafen besproken, Laspeyres/Paasche-prijsindices. Daarom is het goed wat meer aandacht aan dit onderwerp te geven. Allereerst dan de ketting *Laspeyres* prijsindex.

Voor bv. periode 2 met periode o als basis wordt deze gegeven door

---

[5]) Strikt genomen mogen we deze constructies geen „prijsindices" noemen, omdat ze niet voldoen aan de in paragraaf 1.1. beschreven axioma's (met name niet aan het identiteitsaxioma). In deze paragraaf conformeren we ons echter aan het gangbare spraakgebruik.

$$P^L_{21} \cdot P^L_{1o} = \frac{\Sigma\, p_{2i}\, q_{1i}}{\Sigma\, p_{1i}\, q_{1i}} \cdot \frac{\Sigma\, p_{1i}\, q_{oi}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{oi}} \tag{12}$$

d.w.z. het produkt van de Laspeyres prijsindex van periode 2 t.o.v. periode 1 en die van periode 1 t.o.v. periode o.

De (gewone) Laspeyres prijsindex voor periode 2 t.o.v. periode o kan geschreven worden als

$$P^L_{2o} = \frac{\Sigma\, p_{2i}\, q_{oi}}{\Sigma\, p_{1i}\, q_{oi}} \cdot \frac{\Sigma\, p_{1i}\, q_{oi}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{oi}} \tag{13}$$

en we zien dat het verschil tussen (12) en (13) in de eerste term van het rechterlid zit. In plaats van hoeveelheden q_{oi} en de selectie van goederen uit de basisperiode krijgen we in (12) hoeveelheden q_{1i} en de selectie van goederen uit de periode 1. Wat is het effect hiervan? Om dit in te zien schrijven we

$$P^L_{21}\, P^L_{1o} = P^L_{2o} \left[1 + \rho \left(\frac{q_{1i}}{q_{oi}}, \frac{p_{2i}}{p_{1i}} \right) CV\left(\frac{q_{1i}}{q_{oi}} \right) CV\left(\frac{p_{2i}}{p_{1i}} \right) \right] \tag{14}$$

waarin ρ en CV zijn gewogen met $p_{1i}\, q_{oi} \,/\, \sum p_{1i}\, q_{oi}$.

De vervanging van de hoeveelheden q_{oi} door q_{1i} heeft slechts invloed voorzover er tussen de perioden o en 1 een verandering in de struktuur van de hoeveelheden is opgetreden die bovendien gecorreleerd moet zijn met een verandering in de struktuur van de prijzen tussen de perioden 1 en 2.

Met andere woorden, waar P^L_{2o} géén technologische veranderingen „meeneemt", doet de kettingindex $P^L_{21}\, P^L_{1o}$ dit wèl, n.l. voorzover de struktuur van de hoeveelheden tussen 0 en 1 verandert en in periode 1 andere goederen als representatief worden geselecteerd dan in periode o.

De ketting *Paasche* prijsindex voor periode 2 met periode o als basis is

$$P^P_{21}\, P^P_{1o} = \frac{\Sigma\, p_{2i}\, q_{2i}}{\Sigma\, p_{1i}\, q_{2i}} \; \frac{\Sigma p_{1i}\, q_{1i}}{\Sigma p_{oi}\, q_{1i}} \tag{15}$$

terwijl

$$P^P_{2o} = \frac{\Sigma\, p_{2i}\, q_{2i}}{\Sigma\, p_{1i}\, q_{2i}} \; \frac{\Sigma\, p_{1i}\, q_{2i}}{\Sigma\, p_{oi}\, q_{2i}} \tag{16}$$

Het verschil tussen beide formules zit in de tweede term van het rechterlid. Uit (7) volgt voor dit geval

$$P^P_{21}\, P^P_{1o} = P^P_{2o} \left| 1 + \rho \left(\frac{q_{2i}}{q_{1i}}, \frac{p_{1i}}{p_{oi}} \right) CV\left(\frac{q_{2i}}{q_{1i}} \right) CV\left(\frac{p_{1i}}{p_{oi}} \right) \right|^{-1} \tag{17}$$

Er kan een soortgelijke conclusie als hierboven worden getrokken. Waar P^P_{20} in geen enkel opzicht de tussen o en 2 plaatsgevonden hebbende technologische ontwikkeling „meeneemt", doet de kettingindex $P^{P}_{21}\ P^{P}_{1o}$ dat in zekere zin wèl, nl. voorzover

1. de struktuur van de hoeveelheden tussen de perioden 1 en 2 is veranderd en deze verandering gecorreleerd is met een verandering in de prijzenstruktuur tussen de perioden o en 1;
2. de selectie van representatieve goederen in periode 1 een andere is dan die in periode 2.

Het kan hieruit duidelijk zijn dat de conclusie van Peasnell en Skerrat (1976, pag. 17 „that Chained Paasche indices incorporate technological changes as they occur" wel wat erg ongenuanceerd is.

1.5. Impliciete deflatoren

Tenslotte willen we ingaan op de zgn. (impliciete) deflatoren, constructies die omgeven lijken door een waas van geheimzinnigheid en waar dientengevolge nogal eens onjuiste uitspraken over gedaan worden. Een deflator is gewoon een prijsindex. De term ziet slechts op het specifieke *gebruik* dat van een prijsindex gemaakt wordt, n.l. als het gaat om het defleren van waardetotalen in z.g. lopende prijzen tot waardetotalen in z.g. constante prijzen, d.w.z. in prijzen van een bepaalde periode. Laatstgenoemde totalen kunnen voor allerlei doeleinden gebruikt worden, met name om inzicht te verschaffen in strukturele ontwikkelingen.

Zo vinden we voor Nederland b.v. een aantal deflatoren (reeksen prijsindexcijfers dus) in Tabel 18 van de *Nationale Rekeningen 1976* (Centraal Bureau voor de Statistiek, 1977). Daarnaast zijn er een aantal af te leiden uit de Tabellen 21 en 23.

Theoretisch gezien behoort een deflator een Paasche prijsindex te zijn, immers

$$\frac{\sum_{i=1}^{N} p_{ti}\, q_{ti}}{P^{P}_{to}} = \sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{ti} \tag{18}$$

Min of meer terzijde merken we op dat dit resultaat ook verkregen kan worden door het waardetotaal uit de basisperiode te „infleren" met een Laspeyres hoeveelheidsindex[5a]), daar

$$\sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{oi}\ \frac{\sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{ti}}{\sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{oi}} = \sum_{i=1}^{N} p_{oi}\, q_{ti} \tag{19}$$

De in de praktijk gehanteerde deflators voldoen echter niet aan het theoretisch ideaal. De reden hiervan is dat de voor een Paasche prijsindex (vgl. formule (4)) benodigde kennis van de waardeverhoudingen in de verslagperiode t op goederenniveau ontbreekt. Hoogstens beschikken we over deze waardeverhoudingen

[5a]) Althans in principe, want in de praktijk treden er verschillen op. Zie Usher (1975) voor een beschouwing hierover.

van een aantal goederen*groepen.* De deflator wordt dan (i duidt nu een goederengroep aan waarvan we de actuele waarde V_{ti} weten)

$$P^D_{to} = \left(\sum_{i=1}^{N} \frac{V_{ti}}{\sum_{i=1}^{N} V_{ti}} \left(P^L_{to}(i)\right)^{-1} \right)^{-1} \qquad (20)$$

dat is het met de actuele waardeverhoudingen gewogen harmonisch gemiddelde van de Laspeyres-prijsindices voor periode t op basis van o voor de goederengroepen.

Het is eenvoudig in te zien dat deze formule (20) voldoet aan alle in paragraaf 1.1. vermelde axioma's. Een deflator is dus een prijsindex. Vanwege zijn specifieke vorm komt men (20) in de literatuur wel eens tegen onder de naam „Verpaaschte Laspeyres prijsindex". De in P^D_{to} opgenomen goederen zijn geselecteerd op grond van hun representativiteit in de periode o, de weging is deels die van de basisperiode, deels die van de verslagperiode.

In P^D_{to} zelf komt, evenmin als dat het geval is met P^L_{to} en P^P_{to}, de tussen de perioden o en t opgetreden technologische ontwikkeling tot uiting.

Maar hoe staat het met een reeks $P^D_{1o}, \ldots, P^D_{t\text{-}1,o}, P^D_{to}$?

Vanwege het gebruik van Laspeyres-prijsindices voor de goederengroepen zijn de in $P^D_{1o}, \ldots, P^D_{to}$ opgenomen goederen voortdurend dezelfde, en wel die uit de basisperiode o. De technologische ontwikkeling kan dus slechts invloed uitoefenen via de voortdurend veranderende wegingen $V_{ti} / \sum_{i=1}^{N} V_{ti}$ van de goederen*groepen.*

Referenties

L. von Bortkiewicz (1922/24), Zweck und Struktur einer Preisindexzahl, *Nordisk Statistisk Tidskrift 1, 3.*

W. Eichhorn en J. Voeller (1976), *Theory of the price index,* Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems No. 140, Springer-Verlag.

I. Fisher (1922), *The making of index numbers,* Boston: Houghton Mifflin.

R. F. Fowler (1974), An ambiguity in the terminology of indexnumber construction, *J. Roy. Stat. Soc. A 137,* 75-88.

K. V. Peasnell en L. C. L. Skerrat (1976), *Current Cost Accounting: The index number problem,* ICRA Occasional Paper No. 8, Univ. of Lancaster.

D. Usher (1975), Measuring real consumption from quantity data, Canada 1935-1968, in: N. E. Terleckyj editor, *Household production and consumption,* Studies in Income and Wealth vol. 40, NBER, New York.